



*Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 169-(2/2004): 87-117  
© 2004, Instituto de Estudios Fiscales

## Rendimientos privados de las inversiones en educación superior a partir de ecuaciones de ingresos

MANUEL SALAS VELASCO  
Universidad de Granada y  
Columbia University

*Recibido:* Agosto, 2002

*Aceptado:* Marzo, 2004

### Resumen

A pesar de su amplio uso en los trabajos aplicados sobre rendimientos de la educación, este artículo demuestra que la «función minceriana estándar» no arroja una medida exacta del valor económico de la Educación Superior si ésta es una variable endógena. El problema de la endogeneidad de la educación se ha corregido a través de la técnica de variables instrumentales. Nosotros obtenemos una rentabilidad del 13,6 por 100 para los estudios universitarios; alternativamente, observamos que los licenciados ganan un 57 por 100 más que los diplomados. No obstante, y tras usar el método bietápico de Heckman, no se detecta sesgo de selección muestral.

*Palabras clave:* rendimientos de la educación, variables instrumentales, método bietápico de Heckman, demanda educativa

*Clasificación JEL:* C35, H00; I20; J31.

### 1. Introducción <sup>1</sup>

Superada la educación obligatoria, la decisión de adquirir educación adicional está influida, desde una perspectiva económica, por dos variables: los costes individuales directos y de oportunidad de adquirir educación, y las variaciones que ésta producirá posteriormente sobre las oportunidades de empleo y los niveles de renta de quien la adquiere. Según la «teoría del capital humano», la educación aumenta la productividad de las personas y, por tanto, sus rentas salariales futuras (Becker, 1964). Según este enfoque, que entronca con el modelo neoclásico —aunque modifica o «refina» algunos de sus postulados menos aceptados—, cada individuo, en función de su capacidad o habilidad, debería invertir en educación hasta el punto en que la tasa interna de rentabilidad se igualara al tipo de interés de mercado <sup>2</sup>.

A partir de los trabajos seminales de Becker (1962, 1964), han sido numerosas las contribuciones al campo de la «economía de la educación» que han estimado tasas de rendimiento para las inversiones en capital humano, demostrando que el nivel educativo alcanzado por los individuos es un componente importante en la determinación de sus ingresos <sup>3</sup>. Los primeros cálculos de los rendimientos de la educación fueron obtenidos, entre otros au-

tores, por Hansen (1963) y Hanoch (1967), mientras que estimaciones más recientes son aportadas por McMahon (1991), Card y Krueger (1992), Altonji (1993), Ashenfelter y Krueger (1994), Cohn y Hughes (1994), Psacharopoulos (1985, 1994), Cohn y Addison (1998), Asplund y Pereira (1999), Harmon *et al.* (2001), entre otros. A nivel nacional, destacamos los trabajos de Calvo (1987, 1988), Andrés y García (1991), Lassibille (1988, 1993), Alba-Ramírez y San Segundo (1995), San Segundo (1996, 2001), Vila y Mora (1996, 1998), Lassibille y Navarro (1997, 1998), Barceinas *et al.* (2000) y Salas Velasco (2002).

Pero también, y tras la publicación del influyente trabajo de Card y Krueger (1992), demostrando que existe una asociación positiva y significativa entre la calidad de las escuelas —usando indicadores como la *ratio* alumnos/profesor o los salarios de los maestros— y los ingresos obtenidos en el mercado laboral por los estudiantes, un importante número de trabajos recientes analizan la influencia que ejerce la calidad de la educación recibida sobre los ingresos (Betts, 1995, 1996a, 1996b; Grogger, 1996; Heckman *et al.*, 1996; Johnson y Stafford, 1996; Card y Krueger, 1998) <sup>4</sup>.

Si nos centramos en la Enseñanza Superior, los principales estudios se han realizado en Estados Unidos. La rentabilidad (privada) estimada para la educación universitaria norteamericana variaría desde el 9,6 por 100 hasta el 14,8 por 100, utilizando datos de corte transversal extraídos del censo de ingresos, clasificados por edad y educación, para el período 1940-1960 (Hansen, 1963; Becker, 1964; Hanoch, 1967). Los estudios de McMahon (1991) y de Cohn y Hughes (1994) muestran rendimientos relativamente altos para las inversiones en educación universitaria durante la década de los ochenta, variando desde el 10 al 18 por 100. Por su parte, Altonji (1993) encuentra que la tasa de rendimiento para los estudios universitarios variaría desde el 5,1 por 100 hasta el 9 por 100, usando datos de panel para el período 1977-1986 <sup>5</sup>.

En cualquier caso, existe hoy día una rica literatura relativa a la estimación de las tasas de rendimiento de la educación. La herramienta empírica utilizada en la mayoría de estos trabajos ha sido la «función de ingresos minceriana» (Psacharopoulos, 1994; Cohn and Addison, 1998; Asplund and Pereira, 1999; Harmon *et al.*, 2001; Harmon *et al.*, 2003). La ecuación de ingresos propuesta por Mincer (1974) es una función semilogarítmica, de tal forma que los ingresos que alcanza el individuo varían linealmente con el tiempo invertido en educación y cuadráticamente con la experiencia.

Sin embargo, las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación han sido controvertidas desde el principio. Las críticas provienen de los principales problemas econométricos que nos podemos encontrar al utilizar el «modelo de Mincer», mencionados por Griliches (1977). Estos problemas surgirían cuando: (i) existen determinadas variables omitidas en la ecuación de ingresos —por ejemplo, la habilidad o capacidad innata del individuo— que, supuestamente, están positivamente correlacionadas con la educación; (ii) no se mide correctamente la cantidad de educación; (iii) la educación se trata como una variable exógena. Por ello, buena parte de la literatura más reciente sobre rendimientos de la educación se ha centrado en tratar de estimar el rendimiento libre de los sesgos que pudiera captar cuando no se tienen en cuenta estos problemas. Destacan a este respecto los trabajos de Blackburn y

Neumark (1993, 1995), Angrist y Krueger (1994, 1995), Card (1994, 2001), Murnane *et al.* (1995), Ashenfelter y Rouse (1997) y Heckman y Vytlačil (2000).

Este artículo describe y aplica la metodología empleada en la literatura sobre rendimientos. Para el cálculo de la rentabilidad de la inversión en educación universitaria se toma como marco de referencia la «ecuación de ingresos de Mincer», teniendo en cuenta además los problemas econométricos de la selección muestral y la endogeneidad de la educación, que han sido descuidados, quizás por carencia de datos adecuados, en la mayoría de los trabajos sobre rendimientos realizados en nuestro país <sup>6</sup>. La consideración en el análisis de estos problemas econométricos se hace necesaria si queremos tener una medida fiable del valor económico de la Educación Superior; en otro caso, las tasas de rentabilidad estarían sesgadas.

## 2. Rendimientos estimados a partir de ecuaciones de ingresos: el marco teórico

### 2.1. El marco teórico base

De todos los beneficios asociados con la educación, los beneficios monetarios son los que más han interesado a investigadores y políticos; y por varias razones (Rumberger, 1994). Por un lado, los beneficios pecuniarios son de gran importancia tanto para los individuos como para los gobiernos, desde el momento en que les permiten a las personas lograr un mayor estándar de vida y disfrutar, a menudo, de un mayor estatus social <sup>7</sup>. Por otro lado, los datos sobre beneficios pecuniarios (ganancias monetarias o renta salarial) son relativamente fáciles de conseguir, facilitando de esta manera la medición y el análisis de los rendimientos de la educación.

La explicación más popular sobre los beneficios pecuniarios de la educación la encontramos en la «teoría del capital humano». Esta teoría, desarrollada en los años sesenta del siglo XX por Theodore W. Schultz, Gary S. Becker y otros economistas neoclásicos, sostiene que las diferencias salariales observadas entre los individuos vienen explicadas, únicamente, por diferencias en su capital humano: capital humano formal como la educación o adquirido en el puesto de trabajo como la experiencia (Schultz, 1961; Becker, 1964) <sup>8</sup>. El planteamiento más extendido para estimar los rendimientos de la inversión en capital humano, en el marco de esta teoría, es el que utiliza la «ecuación de ingresos de Mincer» (Mincer, 1974):

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + \varepsilon_i \quad [1]$$

donde:  $Y_i$  son los ingresos del individuo  $i$ ;  $S_i$ , el número de años de educación formal completada;  $E_i$ , los años de experiencia laboral;  $\varepsilon_i$ , el término de perturbación aleatoria; y  $\beta_j$  ( $j = 0, 1, 2, 3$ ), los parámetros a estimar.

Para desarrollar su modelo de capital humano, Mincer (1974) realiza los siguientes supuestos simplificadores: (i) los costes de la inversión en educación son, únicamente, los costes de oportunidad —ingresos que dejan de percibirse—, y no directos; (ii) el tiempo que un

individuo permanece en el mercado laboral es independiente del nivel de estudios alcanzado, y se supone que su permanencia es continua; esto es, no abandona el mercado laboral ni voluntaria ni involuntariamente; y (iii) los individuos comienzan a trabajar inmediatamente después de finalizar sus estudios.

El coeficiente estimado por «mínimos cuadrados ordinarios» (MCO) asociado a la variable educación se puede interpretar como la tasa privada de rentabilidad marginal promedio de la inversión educativa. En relación con los coeficientes asociados a la experiencia y al cuadrado de ésta, se esperan coeficientes estimados positivo y negativo, respectivamente. Esto vendrá a indicarnos que unidades adicionales de tiempo en experiencia llevan a mayores ingresos, pero que cada año de experiencia tiene un efecto sobre los ingresos menor que el anterior <sup>9</sup>.

## 2.2. Selección muestral y rendimiento de la educación

Una de las principales críticas que se pueden hacer respecto de la estimación de la ecuación [1] es el hecho de que no tiene en cuenta el sesgo de selección que resulta de poder observar en el mercado laboral solamente las rentas salariales de los individuos ocupados en la muestra; por consiguiente, los estimadores mínimo cuadráticos ordinarios de la «ecuación de salarios minceriana» serán inconsistentes (y sesgados) <sup>10</sup>. Para corregir el sesgo de selección se recomienda utilizar el procedimiento bietápico propuesto por Heckman (1979) <sup>11</sup>.

## 2.3. La endogeneidad de la educación

En la estimación de los rendimientos de las inversiones educativas mediante la «ecuación de ingresos de Mincer», la literatura ha considerado habitualmente la educación como una variable exógena. Sin embargo, la «teoría del capital humano» contempla los costes directos de la educación, los ingresos perdidos —o costes de oportunidad de la educación— y los ingresos futuros como los principales determinantes de la demanda educativa (Becker, 1964). En ocasiones, esta teoría también reconoce la importancia del motivo consumo (Kodde and Ritzen, 1984), las imperfecciones del mercado de capitales (Parsons, 1974; Wallace and Ihnen, 1975; Kodde and Ritzen, 1985) y la incertidumbre de ingresos futuros (Levhari and Weiss, 1974; Eaton and Rosen, 1980) <sup>12</sup>. Por tanto, nosotros contemplaríamos la «ecuación salarial de Mincer» como parte de un sistema de ecuaciones simultáneas:

$$\begin{aligned} \ln Y_i &= \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + \varepsilon_i \\ S_i &= \alpha' V_i + v_i \end{aligned} \quad [2]$$

En este caso, la variable educación ( $S_i$ ) es una variable independiente en una ecuación, pero al mismo tiempo es también una variable dependiente en otra ecuación. Consecuentemente, el nivel de educación está ahora determinado desde dentro del modelo, y debe ser tratado, pues, como una variable endógena. En este sistema:  $V_i$  es un vector de variables que

afectan a los años de educación logrados;  $v_i$ , una variable aleatoria con media cero y varianza constante; y  $\alpha$ , el vector de parámetros a estimar. Si la educación es endógena,  $Cov(S, e) \neq 0$ , la utilización de la técnica de «mínimos cuadrados ordinarios» (MCO) para estimar la ecuación de ingresos [1] nos proporcionaría una estimación sesgada (e inconsistente) del rendimiento de la educación <sup>13</sup>. Si se demuestra que la variable educación es endógena <sup>14</sup>, entonces no debemos usar MCO, sino que deberíamos usar «mínimos cuadrados en dos etapas» (MC2E) <sup>15</sup>.

### 3. Datos y variables

#### 3.1. Introducción

Los datos usados en la parte empírica de este trabajo proceden de la Universidad de Granada. En 1996 se inició una investigación sobre la situación de los graduados en el mundo del empleo, recabando información *ad hoc* por medio de una encuesta postal dirigida a titulados universitarios registrados en Colegios profesionales de la ciudad de Granada. En concreto, se envió un cuestionario a la totalidad de graduados registrados en los Colegios Oficiales de Médicos, Enfermería, Economistas, Abogados, Arquitectos, Aparejadores, y titulados en Letras y Ciencias <sup>16</sup>. El envío de los mismos se realizó durante los meses de diciembre de 1996 y enero de 1997, obteniéndose datos de corte transversal de casi 2.000 graduados <sup>17</sup>.

Evidentemente, recurrir a este tipo de metodología investigadora presenta sesgos, puesto que sólo se obtiene información de aquellas titulaciones que exigen la colegiación como requisito para el ejercicio profesional; e incluso en este caso existe la evidencia de que los Colegios profesionales no incluyen la totalidad del colectivo —por ejemplo, muchos licenciados en Derecho que trabajan en el Sector Público no están colegiados—. Además, también hay Colegios (por ejemplo, el de Economistas) donde no es obligatoria la colegiación para ejercer. A pesar de ello, la utilización de los Colegios profesionales es, hoy por hoy, uno de los pocos recursos viables para obtener información adecuada para el cálculo de los rendimientos privados de las inversiones en Educación Superior <sup>18</sup>.

#### 3.2. Salarios de los titulados y prima salarial para los licenciados

La estimación de los rendimientos privados de las inversiones en Educación Superior, a partir de la «ecuación de ingresos minceriana», se realiza en este artículo para los asalariados de nuestra muestra <sup>19</sup>. El cuadro 1 recoge los ingresos mensuales netos (en euros) de los asalariados en su trabajo actual, es decir, el que estaban desempeñando en el momento de ser encuestados <sup>20</sup>. Observamos que los graduados universitarios con una licenciatura tienen, consistentemente, ingresos (promedio) mayores que los trabajadores con una diplomatura universitaria. Si la edad y la educación fueran los dos únicos factores que diferenciaran a los trabajadores de ambos grupos, entonces los resultados del cuadro 1 demostrarían que la educación es una inversión rentable para los licenciados <sup>21</sup>.

**Cuadro 1**  
**Ingresos medios de los titulados universitarios asalariados, por grupos de edad y ciclos.**  
**Trabajo actual**

Grupos de edad	Total	Ciclo corto	Ciclo largo	Ratio
1. 30 años o menos	1.047,35 (n = 272)	1.032,88	1.070,37	103,63
2. Entre 31 y 37 años	1.366,82 (n = 372)	1.191,29	1.534,95	128,85
3. Entre 38 y 44 años	1.513,05 (n = 357)	1.232,80	1.756,62	142,49
4. Entre 45 y 51 años	1.693,91 (n = 179)	1.346,02	1.928,01	143,24
5. Entre 52 y 58 años	1.782,88 (n = 82)	1.411,31	1.975,55	140,00
6. Entre 59 y 64 años	2.133,59 (n = 25)	n.c.	2.214,60	—
Observaciones totales	N = 1.287	617	670	

(1) Ingresos mensuales netos (media para cada grupo de edad).

(2) Cifras en euros.

(3) n.c.: información no considerada, al haber un número insuficiente de observaciones.

(4) Ratio =  $(W_i^L / W_i^D) \cdot 100$

$W_i^L$  = salario de un licenciado del grupo de edad  $i$ .

$W_i^D$  = salario de un diplomado del grupo de edad  $i$ .

( $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ ).

Fuente: Elaboración propia.

### 3.3. Las variables utilizadas

Para nuestro colectivo objeto de interés, titulados ocupados asalariados, la variable dependiente de la ecuación de ingresos es el logaritmo de los ingresos netos por hora <sup>22</sup>. Esta variable se ha construido de la siguiente manera:

$$LN\_WH = \ln \left[ \frac{Y}{4 \cdot H} \right]$$

donde:  $H$  son las horas semanales en el trabajo actual e  $Y$ , los ingresos mensuales netos (en euros).

Las variables explicativas (o independientes) son la educación formal y la experiencia laboral. La variable educación se introduce, por un lado, como los años cursados (especificación continua) y, por otro lado, como una variable ficticia que refleja el título superior obtenido (ciclo corto o ciclo largo). En el primer caso, la variable EDUC es una variable continua a la que se le han asignado el número óptimo de años de estudio necesarios para obtener la graduación <sup>23</sup>: 3 años de educación universitaria en el caso de haber finalizado una diplomatura; 5 años en el caso de haber realizado una licenciatura —con la excepción de Medicina y Arquitectura, a las que se le han asignado 6 años de educación—; y 8 años en el caso de los doctores. En el segundo caso, la variable CARRERA es una variable ficticia (o dicotómica) que toma el valor 1 si el individuo finalizó una carrera universitaria de ciclo largo (incluimos doctores); toma el valor 0 para los diplomados universitarios (carrera de ciclo corto).

La variable experiencia la medimos como la experiencia real total en el mercado de trabajo para cada uno de los individuos de la encuesta <sup>24</sup>. La variable EXPERA es una variable continua de los años de experiencia:

$$EXPERA = \frac{X_3 - X_1}{12} + (X_4 - X_2)$$

donde:  $X_1$  es el mes en el que el trabajador inicia su primer trabajo;  $X_2$  es el año en el que el trabajador inicia su primer trabajo;  $X_3$  es el mes en el que el trabajador finaliza su trabajo actual; y  $X_4$  es el año en el que el trabajador finaliza su trabajo actual. Aquí,  $X_3$  y  $X_4$  se refieren al momento de la recogida de datos para los ocupados y al momento de cesar en el empleo en el caso de los parados <sup>25</sup>.

Por su parte, en el «modelo probit binomial», para corregir el posible sesgo de selección muestral, la variable dependiente es OCUPADO: toma el valor 1 si el titulado está trabajando por cuenta ajena en el momento de ser encuestado y el valor 0, en caso de estar parado. Como variables explicativas se han considerado: el estado civil <sup>26</sup>, la habilidad <sup>27</sup>, el canal de entrada en la ocupación <sup>28</sup> y las variables independientes de la ecuación de ingresos <sup>29</sup>.

Finalmente, para corregir el posible problema de la endogeneidad de la variable educación usamos MC2E. Se consideran como instrumentos de la educación: el sexo, el nivel educativo de la madre, el nivel de renta familiar y el gasto en Educación Superior <sup>30</sup>.

#### 4. La evidencia empírica

Los resultados de la «estimación mínimo cuadrática» (estimación MCO) del «modelo de Mincer» se recogen en el cuadro 2 (modelos 1 y 2) <sup>31</sup>. Todos los coeficientes estimados son

**Cuadro 2**  
**La rentabilidad de la inversión en Educación Superior mediante el método de Mincer**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>
Constante	1,4567** (32,800)	1,6761** (45,500)
EDUC	0,85541E-01** (14,196)	
CARRERA		0,29547** (14,285)
EXPERA	0,34612E-01** (7,419)	0,37051E-01** (7,929)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,51398E-03** (-3,682)	-0,57016E-03** (-4,130)
R <sup>2</sup> ajustado	0,27895	0,28470
F	154,46 [p = 0,000]	158,88 [p = 0,000]
Observac.	1.191	1.191

«Estadístico t» entre paréntesis.

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

Errores estándar corregidos de heteroscedasticidad según el procedimiento de White (1980).

Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia.

significativos, y presentan el signo correcto en la línea con las predicciones básicas de la «teoría del capital humano». Así, las aportaciones de la educación y de la experiencia a los ingresos son positivas, mientras que el coeficiente del cuadrado de la experiencia es negativo (relación parabólica entre los ingresos y la experiencia).

Los resultados obtenidos (modelo 1) indican que los años de educación universitaria tienen un impacto positivo y significativo en los salarios<sup>32</sup>. La tasa de rentabilidad de la educación universitaria es del 8,6 por 100<sup>33</sup>. Respecto al coeficiente estimado asociado a la variable CARRERA, observamos que un licenciado gana, aproximadamente, un 30 por 100 más que un diplomado (modelo 2)<sup>34</sup>. Sin embargo, cuando la variable definitoria de la educación es dicotómica, el coeficiente estimado asociado a esta variable debe interpretarse como el efecto marginal sobre los ingresos, y no como una tasa de rendimiento de la inversión en educación (Psacharopoulos, 1994)<sup>35</sup>.

Los resultados mostrados en el cuadro 2 aportan, en definitiva, una verificación del «modelo básico de capital humano», en la medida en que cuanto mayor es el *stock* educativo de los individuos, mayor es también el «premio salarial» que ellos obtienen en el mercado de trabajo. En este sentido, podemos afirmar que los estudios universitarios de ciclo largo son inversiones educativas rentables<sup>36</sup>. Empíricamente, es difícil distinguir si la inversión en educación es rentable porque mejora la productividad de los individuos («enfoque del capital humano») o, por el contrario, si esta inversión se utiliza como una señal de productividad en un mercado de trabajo con información imperfecta (Arrow, 1973; Spence, 1973; Riley, 1979).

No obstante, y como hemos expuesto en el apartado segundo, hay varios (potenciales) problemas econométricos asociados con el cálculo de los rendimientos de las inversiones educativas que debemos tener en cuenta. El primero de ellos es el sesgo de selección muestral; hecho éste que no se ve corroborado en nuestro trabajo, pues el coeficiente asociado a  $\lambda$  no es significativo (cuadro 3; modelos 3 y 4)<sup>37</sup>.

En los modelos estimados 3 y 4 (estimación «Heckit») se considera el problema de la selección muestral, pero no el de la endogeneidad de la educación. El coeficiente asociado a  $\lambda$  no es significativo; no hay evidencia, como ya hemos adelantado, de un problema de selección muestral. Se observa que el rendimiento de la educación, y el impacto de la misma sobre los ingresos, es prácticamente igual al obtenido tras la estimación mínimo cuadrática del «modelo de Mincer» (cuadro 2). Esto viene a decirnos que, en nuestro caso, la estimación MCO de la ecuación de ingresos (modelos 1 y 2) es correcta, pero partiendo del supuesto de que la educación es exógena<sup>38</sup>.

El segundo problema econométrico asociado con los rendimientos de la educación es el de la endogeneidad. En el cuadro 4 tenemos la estimación de la ecuación en forma reducida para la educación. Se observa, aplicando el «test de Hausman», que la variable educación (EDUC) es endógena. Por su parte, en el cuadro 5 tenemos la estimación «Heckit» de la ecuación de ingresos. En una primera etapa, se estima por máxima verosimilitud un «modelo probit» que discrimina las observaciones según la carrera elegida (ciclo largo/corto); para cada observación en la muestra se computan los valores predichos de ? usando los «coefi-



**Cuadro 3**  
**La rentabilidad de la inversión en Educación Superior contemplando la probabilidad de ocupación**

	Modelo 3		Modelo 4	
	Ecuación de participación (PROBIT)	Ecuación salarial	Ecuación de participación (PROBIT)	Ecuación salarial
Constante	-0,90240E-01 (-0,338)	1,4924** (21,188)	0,16877 (0,753)	1,7284** (26,710)
ESTA_CIV	0,15075 (1,178)		0,17711 (1,396)	
HABILID	0,41308** (3,555)		0,40386** (3,471)	
CANALOCU	-0,93064** (-4,379)		-0,90336** (-4,262)	
EDUC	0,86118E-01** (2,199)	0,85246E-01** (13,795)		
CARRERA			0,16886 (1,464)	0,29490** (14,228)
EXPERA	0,24982** (11,570)	0,31354E-01** (4,839)	0,25030** (11,635)	0,32119E-01** (4,904)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,49143E-02** (-7,302)	-0,44363E-03** (-2,813)	-0,49139E-02** (-7,369)	-0,46369E-03** (-2,914)
LAMBDA		-0,52589E-01 (-0,619)		-0,78596E-01 (-0,923)
«Chi-cuadrado»	442,7711 [p = 0,000]		440,0059 [p = 0,000]	
Log-likelihood	-317,7747		-319,1573	
Predicciones correctas	91,48 %		90,68 %	
F		115,88 [p = 0,000]		119,36 [p = 0,000]
R <sup>2</sup> ajustado		0,27857		0,28461
Observaciones	1.374 (1.191 ocupados)	1.191	1.374 (1.191 ocupados)	1.191

Resultados corregidos de heteroscedasticidad.

«Estadístico t» entre paréntesis.

Variables dependientes:

- Ecuación de participación: OCUPADO (1 = ocupado; 0 = parado).
- Ecuación salarial: LN\_WH (logaritmo del salario neto por hora).

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

Fuente: Elaboración propia.

cientes probits». En una segunda etapa, se procede a la estimación MCO de la ecuación de salarios incorporando  $\lambda$ , CARRERA, EXPERA y EXPERA<sup>2</sup>. Se observa que el coeficiente asociado a lambda es estadísticamente significativo, que nos indica que de haber usado MCO no hubiésemos obtenido estimaciones consistentes de los parámetros de la ecuación de ingresos<sup>39</sup>. Por tanto, se demuestra que la variable educación es endógena, tanto si la consideramos como continua como si se introduce como una variable dicotómica. En ambos casos, observamos que los factores socioeconómicos familiares, aproximados por el nivel educati-

vo de la madre y por la renta, ejercen una influencia positiva en la consecución de niveles más altos de estudios universitarios <sup>40</sup>. También vemos que cuanto menores son las oportunidades financieras para sufragar los gastos de la escolarización universitaria, menor es también la probabilidad de seguir estudios universitarios más largos.

**Cuadro 4**  
**Forma reducida de la ecuación de escolaridad (educación como especificación continua)**

	Coefficiente	«Estadístico t»
Constante	3,7628**	20,237
EXPERA	-0,13468E-01	-0,802
EXPERA <sup>2</sup>	0,89996E-03	1,869
SEXO	0,82995**	8,887
EDUC_MA	0,35201E-01**	2,937
RENTA1	0,13739	1,081
RENTA2	Referencia	
RENTA3	0,63252**	4,101
RENTA4	0,55051**	4,038
GASTOED1	-0,16640E-01	-0,145
GASTOED2	Referencia	
GASTOED3	-0,41408**	-3,425
R <sup>2</sup> ajustado	0,13865	
F	22,28 [p = 0,000]	
Observaciones	1.191	

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

Estimaciones MCO.

Variable dependiente: EDUC.

R<sup>2</sup> parcial de los instrumentos: 0,1316.

Test F de los instrumentos: F = 25,58 [p = 0,000].

Test de sobreidentificación:  $nR_{ex}^2 = 11,267$ .

«Test de Hausman»:  $\hat{\delta} = -0,58621E-01$  (t = -3,148).

Fuente: Elaboración propia.

La consideración de la educación como una variable endógena (cuadro 6; modelos 5 y 6), pero sin tener en cuenta la selección muestral (probabilidad de ocupación), hace crecer el rendimiento de la educación y el impacto de la misma sobre los salarios. La tasa de rendimiento sería del 13,6 por 100; alternatively, un licenciado ganaría casi un 57 por 100 más que un diplomado. En el modelo 5 hemos usado MC2E; los instrumentos usados, variables definidas en el apéndice VI, cumplen los dos requisitos de validez y calidad <sup>41</sup>. Respecto al modelo 6, cuando la variable educación es dicotómica y siguiendo la propuesta de Barnow *et al.* (1980), usamos también el método de MC2E. En primer lugar, se estima un «modelo probit binomial» de elección de carrera (resultados no mostrados) y, en segundo lugar, se aplica MC2E utilizando como variable instrumental de la educación las probabilidades predichas de la «ecuación probit» <sup>42</sup>.

**Cuadro 5**  
**Método de Heckman (educación como especificación dicotómica)**

	Ecuación de participación (PROBIT)	Ecuación salarial
SEXO	0,65863** (8,379)	
EDUC_MA	0,17770E-01* (1,764)	
RENTA1	-0,12811E-01 (-0,121)	
RENTA2	Referencia	
RENTA3	0,56960** (4,352)	
RENTA4	0,45552** (4,001)	
GASTOED1	-0,96356E-01 (-0,995)	
GASTOED2	Referencia	
GASTOED3	-0,36515** (-3,608)	
Constante	-0,26486* (-1,687)	1,5951** (35,991)
CARRERA		0,43501** (7,551)
EXPERA	-0,37346E-01** (-2,538)	0,39012E-01** (9,992)
EXPERA <sup>2</sup>	0,13370E-02** (3,081)	-0,64694E-03** (-5,627)**
LAMBDA		-0,97708E-01** (-2,611)
«Chi-cuadrado»	182,7576 [p = 0,000]	
Log-likelihood	-731,9209	
F		121,53 [p = 0,000]
R <sup>2</sup> ajustado		0,28833
Observaciones	1.191	

Resultados corregidos de heteroscedasticidad.

«Estadístico t» entre paréntesis.

Variables dependientes:

• Ecuación de participación: CARRERA (1 = ciclo largo; 0 = ciclo corto).

• Ecuación salarial: LN\_WH (logaritmo del salario neto por hora).

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,10.

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 6**  
**La rentabilidad de la inversión en Educación Superior mediante MC2E**

	<b>Modelo 5</b>	<b>Modelo 6</b>
Constante	1,2240** (14,439)	1,5861** (32,877)
EDUC	0,13644** (7,933)	
CARRERA		0,45050** (7,891)
EXPERA	0,35632E-01** (7,469)	0,39230E-01** (8,140)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,57729E-03** (-4,072)	-0,65546-E03** (-4,652)
R <sup>2</sup> ajustado	0,23752	0,25091
F	124,57 [p = 0,000]	133,87 [p = 0,000]
Observac.	1.191	1.191

«Estadístico t» entre paréntesis.

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

Errores estándar corregidos de heteroscedasticidad.

Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, en el cuadro 7 (modelos 7 y 8) se consideran, al mismo tiempo, la endogeneidad de la educación y la selección muestral de la probabilidad de estar empleado <sup>43</sup>.

**Cuadro 7**  
**La rentabilidad de la inversión en Educación Superior mediante MC2E y contemplando la probabilidad de ocupación**

	<b>Modelo 7</b>	<b>Modelo 8</b>
Constante	1,2239** (10,891)	1,6234** (21,528)
EDUC	0,13623** (7,781)	
CARRERA		0,45328** (7,773)
EXPERA	0,35727E-01** (5,251)	0,35581E-01** (5,226)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,57917E-03** (-3,452)	-0,57749E-03** (-3,449)
LAMBDA	0,16052E-02 (0,018)	-0,58854E-01 (-0,672)
R <sup>2</sup> ajustado	0,23722	0,24935
F	93,52 [p = 0,000]	99,82 [p = 0,000]
Observac.	1.191	1.191

«Estadístico t» entre paréntesis.

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

Errores estándar corregidos de heteroscedasticidad.

Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia.

Observamos que, en ambos casos, no existe tampoco selección muestral. Se observa que la tasa de rendimiento y el impacto sobre los salarios son muy similares a los resultados de los modelos 5 y 6.

Por tanto, y concluyendo, los mejores resultados de nuestro estudio los aportan los modelos 5 y 6; resultados que nos permiten afirmar que los rendimientos de la educación a partir de ecuaciones de ingresos, no ajustados por la endogeneidad, estarán sesgados a la baja, conclusión apoyada por la mayoría de los trabajos publicados sobre rendimientos (Card, 1994; Harmon *et al.*, 2003) <sup>44</sup>.

## 5. Conclusiones

Los estudios sobre tasas de rendimiento de la Educación Superior se han usado con gran asiduidad en los países de nuestro entorno en las decisiones de financiación de la enseñanza universitaria. Un ejemplo reciente lo constituye el caso británico; el libro blanco *El futuro de la Educación Superior* incluye propuestas «radicales» para reformar el sistema de financiación de las instituciones de Educación Superior británicas <sup>45</sup>. En el trasfondo de ésta y de otras reformas subyace la idea de que si la educación universitaria es rentable —en promedio los graduados obtienen mejores trabajos y ganan más que aquellos sin Educación Superior—, los estudiantes deberían pagar el precio de su educación, o al menos un porcentaje importante del mismo. No obstante, el principal problema que se plantea aquí es encontrar la metodología y los datos adecuados para el cálculo de dicha rentabilidad.

En este trabajo, para el cálculo de los rendimientos de los estudios universitarios, hemos usado como herramienta analítica base ecuaciones de ingresos («método de Mincer»). A partir de una muestra de titulados inscritos en Colegios Profesionales, se evidencia que la cantidad de educación universitaria recibida por los graduados y los años de experiencia total en el mercado de trabajo son determinantes importantes de sus salarios. Estas estimaciones nos permiten también medir el rendimiento económico de la inversión en capital humano a nivel universitario. La tasa de rentabilidad obtenida del 8,6 por 100 nos daría la variación porcentual que experimentan los ingresos de un individuo cuando éste invierte en un año adicional de educación universitaria. No obstante, y a pesar del amplio uso de la «función minceriana *standard*» en los trabajos aplicados sobre rendimientos, este modelo no arroja una medida exacta del valor económico de la educación, al no tener en cuenta ciertos problemas económicos. En este artículo se demuestra que la consideración de la educación como una variable exógena sesga hacia abajo la estimación de la tasa de rentabilidad, siendo del 13,6 por 100 el «verdadero» valor. En nuestro caso, no se evidencia el problema de la selección muestral.

¿Quién se beneficia de la Educación Superior? En este artículo se demuestra que los licenciados ganan un 57 por 100 más que los diplomados, una vez tratada la endogeneidad. En general, las carreras de ciclo largo —caso de Medicina— son más prestigiosas y están mejor remuneradas que las titulaciones de ciclo corto —caso de Enfermería— <sup>46</sup>. Sin embargo, y como hemos visto en este trabajo, las probabilidades de acceso a los estudios de mayor dura-

ción vienen condicionadas por el entorno socioeconómico y cultural, e incluso localización geográfica, en el que creció el titulado. Este aspecto, obviamente, debería tenerse en cuenta a la hora de reformar los sistemas de financiación de la Educación Superior, ignorado en el mencionado caso británico.

Aunque hemos abordado el sesgo de la selección muestral y hemos tenido en cuenta el problema de la endogeneidad de la educación, hay todavía otras deficiencias que necesitarían ser tenidas en cuenta —aunque la carencia de datos no nos ha permitido abordarlas—: (i) la omisión en la función de ingresos de capital humano de otras variables relevantes, como por ejemplo la capacidad innata del individuo (Jones y Jackson, 1990; Murnane *et al.*, 1995) o la calidad de la educación recibida (James *et al.*, 1989; Brewer *et al.*, 1996); (ii) la autoselección de los individuos en grupos educativos (Kenny *et al.*, 1979; Cohn y Hughes, 1994); sólo informan acerca de la elección de carrera aquellos individuos que decidieron ir a la universidad, pero nosotros no observamos a aquellos otros que tras acabar su Educación Secundaria deciden «no» ir a la universidad; y (iii) los aspectos no monetarios de la educación, que son particularmente importantes entre los universitarios: búsqueda de empleo más eficiente, menores tasas de paro, posibilidad de obtener mejores empleos (más seguros; más cómodos; con buenas perspectivas de promoción), mayores oportunidades de recibir formación en el empleo, más adecuados hábitos médicos, sanitarios y alimenticios, etc.<sup>47</sup>. Partiendo de una muestra más completa representativa a nivel nacional, y que incluyese no sólo universitarios, cabría ensayar modelos más completos e informativos de las inversiones educativas y sus rendimientos<sup>48</sup>.

## APÉNDICE I. «Two stage probit analysis» o método de estimación «Heckit»

En un modelo con selección muestral se parte de una ecuación de participación (mecanismo de selección) y de la ecuación principal en la cual estamos interesados. En nuestro caso (Greene, 1999):

1) La ecuación de participación que determina la selección muestral responde a la especificación siguiente:

$$Z_i^* = \gamma' W_i + u_i \quad [1]$$

donde la variable latente (no observada)  $Z_i^*$  se define a través de la variable  $Z_i$  (dicotómica)<sup>49</sup>:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & (\text{el individuo está ocupado}) \text{ si } Z_i^* > 0 \\ 0 & (\text{el individuo está parado}) \text{ si } Z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

En la ecuación de participación [1]:  $W_i$  es un vector de características observadas que influyen en la probabilidad de ocupación;  $\gamma$ , un vector de parámetros que deben ser estimados; y  $u_i$ , el término de error de media cero.

2) La ecuación de ingresos del colectivo de ocupados es la ecuación de interés primordial:

$$Y_i = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad [2]$$

observada sólo si  $Z_i = 1$ .

En esta última ecuación:  $Y_i$  es el salario (logarítmico) por hora del individuo  $i$ ;  $X_i$ , un vector de variables de capital humano (educación y experiencia) que afectan a los salarios;  $\beta$ , el vector de parámetros a estimar; y  $\varepsilon_i$ , una variable aleatoria —con media cero y varianza constante— que refleja características no observables y que afectan a los salarios.

En el análisis que venimos realizando, se observa  $Z_i$  y  $W_i$  para todos los individuos (ocupados y parados); pero  $Y_i$  se observa sólo cuando  $Z_i = 1$  (ocupados). Entonces, se obtiene (Novales, 1993; Greene, 1999):

$$E[Y_i | Z_i = 1] = \beta' X + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i = \beta' X + \theta \lambda_i \quad [3]$$

donde:

- $\sigma_\varepsilon$  es la desviación estándar y  $\rho$ , el coeficiente de correlación entre el término de error de la ecuación de salarios ( $\varepsilon_i$ ) y de la ecuación de participación ( $u_i$ ). Se supone que  $\varepsilon_i$  y  $u_i$  son Normales. Al producto « $\rho\sigma_\varepsilon$ » lo llamamos  $\theta$ .

- Lambda ( $\lambda$ ) es igual a:

$$\lambda_i = \left[ \frac{\phi(\gamma' W_i)}{\Phi(\gamma' W_i)} \right]$$

donde  $\phi(\cdot)$  y  $\Phi(\cdot)$  son las funciones de densidad y distribución de una Normal tipificada, respectivamente <sup>50</sup>.

Para la estimación de los parámetros de (3) se recurre al procedimiento propuesto por Heckman (1979). El procedimiento de estimación consta de dos etapas o pasos:

1) Se estima una «ecuación probit» —por máxima verosimilitud— para obtener estimadores de  $\gamma$ . Para cada observación de la muestra seleccionada hay que calcular:

$$\hat{\lambda}_i = \left[ \frac{\phi(\hat{\gamma}' W_i)}{\Phi(\hat{\gamma}' W_i)} \right]$$

2) Se estiman  $\beta$  y  $\theta$  mediante una regresión MCO de  $Y$  sobre  $X$  y los valores predichos de lambda. De esta manera, podemos estimar consistentemente los coeficientes de la ecuación de salarios; entre ellos, el rendimiento de la educación <sup>51</sup>.

## APÉNDICE II. Comprobando la endogeneidad <sup>52</sup>

Nosotros comenzamos con el modelo de regresión lineal en el que  $S$  es una posible variable endógena <sup>53</sup>:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 E + \beta_3 E^2 + \varepsilon \quad [1]$$

Ésta sería la *forma estructural* de la ecuación de ingresos. La variable dependiente  $Y$  es claramente una variable endógena, y está correlacionada con el término de error  $\varepsilon$ . Las variables  $S$ ,  $E$  y  $E^2$  son variables explicativas, y  $\varepsilon$  es el término de error. Como es usual, asumimos que el valor esperado de  $\varepsilon$  es cero:  $E(\varepsilon) = 0$ . Nosotros estamos seguros de que la experiencia es exógena ( $E$  y  $E^2$  no están correlacionadas con  $\varepsilon$ ); pero tenemos la sospecha de que  $S$  está correlacionada con  $\varepsilon$ :  $Cov(S, \varepsilon) \neq 0$ .

Con la finalidad de obtener estimadores consistentes de las betas cuando  $S$  y  $\varepsilon$  están correlacionados, nosotros necesitamos información adicional. La información proviene de nuevas variables observables, variables instrumentales o instrumentos, que no aparecen en la ecuación [1] y cumplen dos condiciones:

- a) No están correlacionadas con  $\varepsilon$ ; son exógenas en la ecuación [1] <sup>54</sup>.
- b) Están correlacionadas con  $S$ .

A menudo ocurre que nosotros tenemos variables exógenas que son excluidas de la forma estructural que podrían estar correlacionadas con  $S$ , lo que significa que son instrumentos válidos para la educación. Supongamos que tenemos dos variables exógenas excluidas de [1]:  $V_1$  y  $V_2$ , donde  $V_1$  representa los ingresos del padre y  $V_2$  la educación de la madre <sup>55</sup>. Nuestro supuesto es que  $V_1$  y  $V_2$  no aparecen en [1] y no están correlacionadas con el término de error  $\varepsilon$  <sup>56</sup>. Si estas variables están, ambas, correlacionadas con  $S$ , nosotros podríamos, precisamente, usarlas como variables instrumentales de la educación. Con las variables instrumentales y las variables exógenas de [1],  $E$  y  $E^2$ , tendríamos la ecuación en *forma reducida* para la educación <sup>57</sup>:

$$S = \alpha_0 + \alpha_1 E + \alpha_2 E^2 + \alpha_3 V_1 + \alpha_4 V_2 + v \quad [2]$$

donde:  $E(v) = 0$ ,  $Cov(E, v) = 0$ ,  $Cov(E^2, v) = 0$  y  $Cov(V_j, v) = 0$   $j = 1, 2$ . La condición de identificación clave es que  $\alpha_3$  o  $\alpha_4$  sean distintos de cero.

El «test de Hausman» (1978) se sugiere en la literatura econométrica como un test válido de la endogeneidad. Se estima por MCO la ecuación [2] y obtenemos los residuos de la forma reducida:  $\hat{v}$ ; entonces estimamos por MCO la ecuación [3]:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 E + \beta_3 E^2 + \delta \hat{v} + error \quad [3]$$

La hipótesis nula del contraste de endogeneidad es que la variable  $S$  es exógena:

$$H_0: \delta = 0$$



Usando el «estadístico  $t$ », si nosotros rechazamos  $H_0$  a un nivel de significación pequeño, podemos afirmar que  $S$  es endógena;  $\varepsilon$  y  $v$  están correlacionados. Entonces, y con la finalidad de obtener errores estándar apropiados, nosotros estimaríamos la ecuación [1] por «mínimos cuadrados en dos etapas» (MC2E).

### APÉNDICE III. La estimación MC2E

Si se demuestra que la variable educación es endógena, la ecuación de ingresos [1] del apéndice anterior no podemos estimarla mediante MCO, como hemos adelantado. La estimación de la ecuación [1] mediante MC2E es una técnica de regresión que nos va a ayudar a corregir el problema de la endogeneidad. La primera etapa requiere del uso de variables instrumentales para predecir los determinantes de la cantidad de educación que acumulan los individuos. Con tal finalidad, se estima por MCO la forma reducida [2] del apéndice anterior y se guardan los valores predichos  $\hat{S}$ <sup>58</sup>. En una segunda etapa, realizamos una regresión por MCO del salario (logarítmico) sobre  $\hat{S}$ ,  $E$  y  $E^2$ . De esta manera, el coeficiente estimado  $\beta_1$  será una buena medida del verdadero rendimiento de la educación<sup>59</sup>.

El problema que se le plantea aquí al investigador es encontrar buenos instrumentos. Como ya hemos adelantado, para que sean efectivos, los instrumentos (a) no deberían estar correlacionados con el término de error de la ecuación de ingresos y (b) deberían estar altamente correlacionados con la variable endógena.

El supuesto (a) garantiza la validez de los instrumentos. Para ello debemos realizar el contraste de las restricciones de sobreidentificación siguiendo los tres pasos siguientes:

1) Estimamos la ecuación [1] por MC2E y guardamos los residuos ( $\hat{\varepsilon}$ ); residuos MC2E.

2) Realizamos una regresión de  $\hat{\varepsilon}$  sobre la totalidad de variables exógenas —aquellas de la ecuación de ingresos más los instrumentos:  $E$ ,  $E^2$ ,  $V_1$ ,  $V_2$ — y obtenemos el valor de  $R^2_{ex}$ , que llamamos  $R^2_{ex}$ .

3) Bajo la hipótesis nula de que todas las variables instrumentales no están correlacionadas con  $\hat{\varepsilon}$ ,  $n R^2_{ex}$  sigue una Chi-cuadrado con  $q$  grados de libertad, donde  $q$  es el número de variables exógenas de fuera del modelo (instrumentos  $V_1$ ,  $V_2$ ) menos el número total de variables explicativas endógenas<sup>60</sup>;  $n$  es el número de observaciones. Si el valor de este estadístico no excede, por ejemplo, el valor crítico del 5 por 100, aceptaríamos  $H_0$ .

Para ver si se cumple el supuesto (b), que garantiza la calidad de los instrumentos, bastaría con que en la forma reducida [2] del apéndice anterior  $\alpha_3$  y  $\alpha_4$  fueran distintos de cero. Con tal finalidad, realizamos un contraste tipo F: test de significación conjunta de los instrumentos; la hipótesis nula a contrastar es:

$$H_0: \alpha_3 = 0, \alpha_4 = 0$$

Si el valor del «estadístico F» (parcial) obtenido de la regresión (primera etapa) supera al valor crítico (según tablas), tomando por ejemplo un 5 por 100 de significación, se rechaza la hipótesis nula y podemos afirmar que  $S$  está (parcialmente) correlacionada con  $V_1$  y  $V_2$ .

#### APÉNDICE IV. Descripción de la base de datos utilizada

Colegio profesional	Cuestionarios enviados (1)	Cuestionarios devueltos	Tasa de respuesta (%)
Economistas (2)	194	67	34,54
Aparejadores	1.138	239	21,00
Arquitectos	345	43	12,46
Enfermería	3.727	579	15,54
Médicos	3.472	573	16,50
Doctores y Licenciados (3)	976	141	14,45
Abogados	2.139	267	12,48
Total	11.991	1.909	15,92

(1) Censo del Colegio.

(2) Licenciados en Ciencias Económicas y Empresariales.

(3) Incluye titulaciones de Letras (Filosofía, Geografía e Historia, Filologías y Pedagogía) y titulaciones de Ciencias (Biología, Geología, Física, Química y Matemáticas).

#### APÉNDICE V. Aspectos generales del empleo de los titulados (ocupados)

	Porcentaje	Núm. observ.
<i>Titulaciones:</i>		
1. LETRAS	4,79	80
2. CIENCIAS	2,03	34
3. APAREJADORES	12,75	213
4. ARQUITECTURA	2,57	43
5. ENFERMERÍA	29,02	485
6. MEDICINA	30,64	512
7. DERECHO	14,90	249
8. ECONÓMICAS	3,29	55
	100,00	1.671
<i>Canales de acceso al empleo:</i>		
1. Canales institucionales	19,60	327
2. Búsqueda directa	8,75	146
3. Oposiciones	32,79	547
4. Relaciones personales	18,53	309
5. Autoempleo	20,32	339
	100,00	1.668

	Porcentaje	Núm. observ.
<i>Ocupaciones:</i>		
1. Profesionales liberales	23,04	385
2. Asalariados del sector privado		
• Personal directivo	2,63	44
• Personal técnico y especializado	8,38	140
• Resto de personal	1,14	19
3. Sector Público		
• Funcionarios del grupo A	14,96	250
• Funcionarios del grupo B	7,54	126
• Resto de funcionarios	1,50	25
• Personal laboral (licenciados)	16,52	276
• Personal laboral (diplomados)	24,30	406
	100,00	1.671
<i>Situación contractual:</i>		
1. Trabajo por cuenta propia	23,32	391
2. Contrato fijo	46,93	787
3. Contrato temporal	24,69	414
4. Contrato en prácticas	3,70	62
5. Sin contrato	1,37	23
	100,00	1.677
<i>Ramas de actividad:</i>		
1. Agricultura, Comercio, Hostelería, Transporte, Comunicaciones e Industria	1,61	27
2. Banca, Cajas de Ahorro y Seguros	1,79	30
3. Sanidad y Servicios Sociales	58,19	973
4. Educación	9,75	163
5. Actividades inmobiliarias y de alquiler, y Construcción	12,20	204
6. Otras actividades (principalmente Consultoría)	15,43	258
7. Defensa	1,02	17
	100,00	1.672
<i>Otras variables:</i>		
1. Edad (años) (*)	38,152 (8,997)	1.684
2. Sexo:		
• Hombres	60,42	1.018
• Mujeres	39,58	667
	100,00	1.685
3. Estado civil:		
• Casados/as	69,38	1.169
• No-casados/as	30,62	516
	100,00	1.685
4. Experiencia (años) en el mercado de trabajo (*)	13,543 (8,791)	1.677
5. Antigüedad (años) en el puesto actual (*)	8,454 (7,625)	1.450
6. Horas semanales de trabajo (*)	38,595 (8,199)	1.537
7. Rotación laboral (*)	0,563 (1,158)	1.599
8. Edad (años) a la que comienza el trabajo actual (*)	29,095 (6,117)	1.450

(\*) Al ser la variable continua, el valor mostrado en la columna de los porcentajes corresponde al valor medio (media aritmética). Entre paréntesis aparece la desviación típica.

## APÉNDICE VI. Determinantes exógenos de las decisiones educativas: variables instrumentales

### A. Sexo

Sexo del encuestado (SEXO): variable dicotómica que toma el valor 1 en el caso de los hombres y el valor 0, en el caso de las mujeres <sup>61</sup>.

### B. *Background* familiar

B.1. El nivel de estudios terminados de la madre se recoge mediante una variable continua (EDUC\_MA), a la que se le han asignado los siguientes años de educación: 0 años para las personas sin estudios, 5 años si finalizaron Estudios Primarios, 8 años si finalizaron Bachillerato Elemental (o similar), 11 años si finalizaron Bachillerato Superior (o similar), 15 años si finalizaron una carrera universitaria de ciclo corto, 17 años si finalizaron una carrera de ciclo largo y 20 años si están en posesión del título de doctor <sup>62</sup>.

B.2. La influencia de los condicionantes económicos en la elección educativa se recoge por medio de variables *dummy* de renta familiar. Las variables de renta se han construido, al no disponer de información directa en la encuesta, combinando la ocupación del sustentador principal (padre) con su nivel de estudios. Hemos considerado los siguientes grupos de renta: (i) rentas bajas (RENTA1); (ii) rentas bajas-medias (RENTA2); (iii) rentas medias-altas (RENTA3); y (iv) rentas altas (RENTA4).

Dentro del grupo de rentas bajas se han incluido: (i) trabajadores por cuenta propia sin asalariados con Estudios Primarios o sin estudios; (ii) trabajadores asalariados no cualificados; (iii) funcionarios de la Administración Pública de los grupos D y E; y (iv) contratados de la Administración con Estudios Primarios o sin estudios. En el grupo de rentas bajas-medias tendríamos: (i) trabajadores por cuenta propia sin asalariados con Estudios Secundarios; (ii) trabajadores asalariados cualificados; (iii) funcionarios de la Administración Pública del grupo C; (iv) contratados de la Administración con Estudios Secundarios; (v) Suboficiales y similares. El grupo de rentas medias-altas lo integrarían: (i) funcionarios de la Administración Pública de los grupos A y B; (ii) contratados de la Administración con estudios Superiores; y (iii) Oficiales y similares. Por último, en el grupo de rentas-altas incorporamos: (i) trabajadores por cuenta propia sin asalariados con Estudios Superiores; (ii) empresarios; y (iii) personal directivo y técnico <sup>63</sup>.

### C. Costes directos de la enseñanza y oportunidades financieras

Definimos tres indicadores *dummy* para el gasto total en educación (gasto privado), en función de la distancia al *campus* (costes de acceso) y de las oportunidades financieras para costear los estudios (restricciones de liquidez) <sup>64</sup>:

- GASTOED1: estudiantes con gasto en educación bajo y oportunidad financiera alta. Incluimos a los estudiantes que durante el curso académico residen en el domicilio familiar y tienen una alta capacidad para financiar los estudios <sup>65</sup>.

- GASTOED2: estudiantes con gasto en educación alto y oportunidad financiera alta. Consideramos a aquellos individuos que se alojan en residencias de estudiantes (o comparten piso con otros compañeros) y provienen de una familia de clase social alta (o bien son individuos de clase social baja pero becarios).

- GASTOED3: estudiantes con gasto en educación bajo/alto, pero con baja oportunidad financiera. Son los estudiantes de clase social baja-no becarios, independientemente del tipo de residencia.

## APÉNDICE VII. Ecuación de ingresos según titulaciones

Constante	1,8468** (21,082)
LETRAS	0,51862E-01 (0,543)
CIENCIAS	0,12348 (1,177)
APAREJAD	-0,67333E-01 (-0,698)
ARQUITEC	0,47302** (3,531)
ENFERMER	-0,20184** (-2,339)
MEDICINA	0,12668 (1,458)
DERECHO	0,22187** (2,062)
ECONOM	Referencia
EXPERA	0,37675E-01** (8,431)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,59733-03** (-4,547)
R <sup>2</sup> ajustado	0,30051
F	57,81 [p = 0,000]
Observaciones	1.191

Los indicadores *dummy* considerados para las diferentes titulaciones han sido los siguientes: (i) LETRAS: Filosofía, Geografía e Historia, Filologías y Pedagogía; (ii) CIENCIAS: Biología, Geología, Física, Química y Matemáticas; (iii) APAREJAD: Arquitectura Técnica; (iv) ARQUITEC: Arquitectura (Superior); (v) ENFERMER: Enfermería; (vi) MEDICINA: Licenciatura en Medicina; (vii) DERECHO: Licenciatura en Derecho; y (viii) ECONOM: Licenciatura en Ciencias Económicas y Empresariales.

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

«Estadístico t» entre paréntesis.

Errores estándar corregidos de heteroscedasticidad.

Estimación MCO (mínimos cuadrados ordinarios).

Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

## Notas

1. El autor agradece los comentarios y sugerencias proporcionados por dos evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar una versión preliminar del presente trabajo.
2. La «teoría del capital humano» es una teoría de la demanda de educación, que pone énfasis en los aspectos de inversión que rodean a esta decisión. Bajo la presunción de que no existen restricciones financieras, la decisión individual de invertir en educación postobligatoria es un cálculo económico entre costes y beneficios asociados con la inversión educativa.
3. En cualquier país, los ingresos salariales medios obtenidos por los trabajadores de igual nivel educativo son siempre tanto mayores cuanto más elevado es el nivel de estudios alcanzado.
4. Otros trabajos reflejan también el impacto del origen socioeconómico sobre los ingresos de los individuos (Lam y Schoeni, 1993; Altonji y Dunn, 1996). A nivel nacional, la publicación de San Segundo y Valiente (2003) muestra una relación positiva entre la educación de los padres (y la ocupación) y los rendimientos de la educación.
5. Una cuestión interesante sería saber si los rendimientos varían según la universidad en la que los titulados se gradúan, según la calidad educativa recibida o según carreras.
6. Los trabajos de Alba-Ramírez y San Segundo (1995), Caparrós *et al.* (2001), Arrazola *et al.* (2001), Barceinas *et al.* (2002) y Pons y Gonzalo (2002) constituyen excepciones. En el primero de ellos, se corrige el sesgo de selección de sector de empleo; en el segundo, a partir de una muestra de asalariados, se calculan los rendimientos de la educación corrigiendo el posible sesgo de selección que resulta de sólo poder observar las rentas de los individuos ocupados; en los tres últimos, se aborda el problema de la endogeneidad de la educación en el cálculo de los rendimientos.
7. Por ejemplo, los individuos se benefician de los mayores niveles de educación recibiendo salarios mayores; y los gobiernos a través de un incremento en la recaudación de impuestos.
8. Para la «teoría del capital humano», las personas con más estudios ganan más porque son más productivas, debido, probablemente, a los conocimientos adquiridos en las instituciones educativas. La explicación se basa en los postulados de la teoría económica neoclásica: los salarios se determinan de acuerdo con la contribución marginal que hace el trabajador a los ingresos de la empresa, implicando que a los más productivos se les pague más. Por tanto, esa mayor productividad de los «más educados» justificaría las diferencias salariales en un mercado de trabajo competitivo.
9. Una «desventaja» del «método de Mincer» es que sólo puede usarse para calcular tasas privadas de rentabilidad.
10. Se estaría trabajando con una submuestra que no es representativa de la población objeto de estudio: todos los individuos que han recibido educación.
11. *Vid.* apéndice I.
12. Aunque, quizás, los costes de oportunidad y los ingresos futuros sean los factores más importantes al contemplar la demanda de educación, las perspectivas de empleo son también importantes (Becker, 1964; Ashenfelter and Ham, 1979; Nickell, 1979).
13. La estimación MCO debería usarse solamente si  $S$  no está correlacionada con  $\varepsilon$ .
14. *Vid.* apéndice II.
15. *Vid.* apéndice III.
16. Las personas interesadas en obtener una copia del cuestionario pueden ponerse en contacto con el autor.
17. *Vid.* apéndice IV.
18. Algunas universidades tienen observatorios ocupacionales; pero tampoco son adecuados los datos que pudieran facilitar para el cálculo de los rendimientos de la educación, puesto que la información disponible se refiere normalmente a recién graduados que cuentan con años similares de experiencia laboral. Para el cálculo de los rendimientos se necesitan observaciones de individuos con diferentes años de experiencia, desde recién graduados hasta individuos próximos a la jubilación.

19. La mayoría de los trabajos sobre rendimientos realizados en nuestro país usan solamente submuestras de asalariados, dado que se cree que los autoempleados no facilitan una información fiable sobre sus ingresos (Vila y Mora, 1998). Además, y puesto que la información más recomendable para el cálculo de los rendimientos es el salario por hora, utilizar la variable «ingresos netos por hora trabajada» es correcto si todos son asalariados, pero no para aquellos que trabajan por cuenta propia, ya que éstos eligen su horario laboral.
20. En el apéndice V se recogen los principales descriptivos para la totalidad de titulados que estaban ocupados en el momento de ser encuestados (trabajo actual).
21. *Vid.* Salas Velasco (2003).
22. Aunque la mayoría de los autores apoyan la transformación logarítmica de los ingresos, no hay consenso, sin embargo, en si éstos deben ser anuales, mensuales o por hora (tasa salarial). La mayoría de los estudios empíricos utilizan los ingresos salariales anuales, al no contar con otro tipo de información. Pero debemos advertir que el uso de ingresos anuales mezcla la elección trabajo-ocio, aspecto éste que se ve reflejado en el hecho de que los años de escolaridad están positivamente correlacionados con el número de horas trabajadas (Mincer, 1975). Además, las jornadas laborales difieren entre trabajos, empresas y sectores. Es preferible, pues, el uso de ingresos salariales por hora (Griliches, 1977). ¿Por qué netos? Al usar ingresos netos, el coeficiente estimado asociado a la variable educación, multiplicado por 100, mide la tasa de rentabilidad privada de la educación.
23. *Vid.* Kenny *et al.* (1979), quienes usan una metodología similar.
24. Esta información también está disponible para los graduados en paro.
25. Esta variable de la experiencia real aproxima mejor la acumulación de capital humano por los individuos, una vez finalizado su período de escolarización, que la experiencia potencial en el mercado laboral usada en la mayoría de las investigaciones empíricas; experiencia potencial calculada como: edad - educación - 6 (Mincer, 1974). Además, y si se lleva a cabo esta aproximación, el coeficiente estimado  $\beta_1$  deja de constituir una medida directa de la rentabilidad de la educación (Barceinas *et al.*, 2002).
26. *ESTA\_CIV*: variable ficticia que toma el valor 1 en el caso de los/as casados/as; toma el valor 0 en otro caso.
27. Definimos la variable de habilidad (o de capacidad), *HABILID*, como una variable dicotómica que toma el valor 1 para universitarios de habilidad alta y el valor 0, en caso contrario. Consideramos dentro de la categoría de habilidad alta a los titulados que, simultáneamente: (i) emplean en la realización de la carrera los años programados por los planes de estudios de su titulación; y (ii) obtienen una nota media superior a la media de su carrera y promoción.
28. La variable *CANALOCU* toma el valor 1 si el graduado obtuvo su trabajo actual a través de mecanismos formales, y toma el valor 0 en caso contrario; esto es, si el graduado accede al empleo por medio de mecanismos informales. Como métodos formales (o institucionalizados) hemos considerado los siguientes: anuncios en prensa, oposiciones, bolsas de trabajo (Organismos oficiales, Colegios profesionales,...) y agencias de colocación (públicas y privadas). Por su parte, incluimos dentro de los métodos o mecanismos informales: contactos de familiares y conocidos, renovación del contrato anterior y promoción interna. Para los parados, se ha considerado su método principal de búsqueda de empleo.
29. Se exige que, por un lado, todas las variables explicativas de la ecuación de interés (ecuación de ingresos) aparezcan también como variables explicativas en la ecuación de selección y, por otro lado, que al menos una variable independiente de la ecuación de selección no esté presente entre las variables explicativas de la ecuación de interés —al menos una variable afecta a la selección pero no tiene un efecto parcial en la variable dependiente de la ecuación de interés— (Wooldridge, 2000).
30. *Vid.* apéndice VI.
31. En todas las estimaciones de este apartado se han usado las observaciones correspondientes a los graduados asalariados ocupados en el momento de la encuesta: 1.191 casos.
32. Los ingresos crecen con el nivel de estudios universitarios alcanzado.
33. Coeficiente estimado asociado a la variable *EDUC*.
34. Esta interpretación no es del todo incorrecta; no obstante, en términos estrictos, si la variable explicativa es dicotómica y no continua, como es nuestro caso para la variable *CARRERA*, la interpretación más correcta es la pro-

puesta por Halvorsen y Palmquist (1980, p. 474): «Tómese el antilogaritmo del coeficiente dicotómico estimado (en base e) y réstesele 1». Reinterpretando, pues, el coeficiente estimado tendríamos:  $e^{0,29547} - 1 = 0,3438$ . Por tanto, el incremento porcentual en los ingresos asociado con una licenciatura es del 34,4 por 100.

35. La incorporación en la estimación econométrica de la educación formal como un grupo de variables *dummy*, según la titulación obtenida por el encuestado (apéndice VII), nos permite ver que los diplomados en Enfermería ganan, todo lo demás constante, menos que los economistas (grupo de referencia). Sin embargo, los arquitectos —también los licenciados en Derecho— ganan, todo lo demás constante, más que los economistas asalariados. Por tanto, todo parece indicar que, en general, el mercado laboral premia monetariamente a los esfuerzos educativos, en el sentido de que graduados en carreras de tres años de duración, caso de Enfermería, ganan menos que aquellos otros graduados en titulaciones de cinco años, caso de Económicas y Empresariales; y, a su vez, estos últimos ganan menos que aquellos graduados en titulaciones de seis años de duración.
36. Resultados apoyados por los trabajos de San Segundo (1996), Vila y Mora (1996) y Lassibille y Navarro (1997). Por ejemplo, el estudio sobre la rentabilidad de la educación de San Segundo (1996), con datos de la EPF 90-91, revela que los licenciados universitarios ganan un 23,2 por 100 más que los diplomados.
37. El término lambda aproxima la probabilidad de estar ocupado. Se observa en el cuadro 3 que en dicha probabilidad influye, claramente, la habilidad académica, el canal de entrada en la ocupación —los métodos informales aumentan la probabilidad de abandonar el desempleo— y la experiencia laboral.
38. Si nosotros pudiéramos observar la variable dependiente (el salario) y las variables independientes (educación y experiencia) para todas las observaciones de la muestra, usaríamos, simplemente, MCO (Wooldridge, 2000). Para nuestra muestra de graduados, conocemos el salario de reserva de los parados; información disponible en la encuesta a partir de la pregunta: «En su búsqueda de empleo, ¿cuál es el salario mínimo mensual que espera obtener y por debajo del cual no estaría dispuesto a trabajar?». Asumimos jornadas laborales semanales de 40 horas (4 semanas/mes). El salario de reserva lo usamos como *proxy* del salario de mercado en el caso de los parados, y procedimos a la estimación MCO de la ecuación de ingresos con todas las observaciones (parados y ocupados = 1.374). El coeficiente estimado asociado a la educación fue de 0,08098, que como vemos no difiere significativamente del obtenido a partir de la submuestra de ocupados (modelo 1).
39. Ahora se incluirían todas las observaciones de la submuestra de ocupados —licenciados y diplomados— en las dos etapas. En la primera etapa, la variable CARRERA es la variable dependiente del «modelo probit»; en la segunda etapa, la variable CARRERA es una covariable de la ecuación de ingresos (Barnow *et al.*, 1980).
40. Los niveles educativos del sustentador principal y del cónyuge son las principales variables que explican que los jóvenes españoles adquieran estudios universitarios (Mora, 1997; González y Dávila, 1998; Albert, 2000).
41. En el cuadro 4 vemos que, por un lado, el estadístico « $nR^2_{ex}$ » es igual a 11,267. Este estadístico, conocido en la literatura como «estadístico de Sargan», sigue una Chi-cuadrado con 6 grados de libertad. Según tablas, el valor de la Chi-cuadrado, para un 5 por 100 de significación, es igual a 12,592. Por tanto, como el valor que nosotros obtenemos no supera al valor crítico, aceptamos la hipótesis nula de que los instrumentos usados son válidos; esto es, no están correlacionados con el término de error de la ecuación de ingresos. Por otro lado, se demuestra que los instrumentos están correlacionados con la variable endógena, una vez realizado el test de significación conjunta de los instrumentos —tras rechazar la hipótesis nula—. En este segundo caso, y alternativamente, podríamos usar también el valor del  $R^2$  parcial de los instrumentos. En nuestro caso, el valor obtenido de 0,1316 es relativamente alto en comparación con el valor mostrado en los trabajos empíricos sobre variables instrumentales.
42. En la «ecuación probit» usamos como variable dependiente CARRERA; como factores determinantes de la elección de carrera se utilizan las variables definidas en el apéndice VI. El resultado final obtenido es similar al mostrado en el cuadro 5.
43. En estos dos últimos modelos, primero se estima el «modelo probit binomial» de la probabilidad de ocupación. Generaríamos la IRM («inversa de la ratio de Mills») que incluiríamos después en la regresión de salarios (MC2E) donde se utilizan variables instrumentales para la educación.
44. Card (1994) observa que la estimación corregida del efecto de la educación sobre los salarios es mayor que la proporcionada por la estimación MCO y, por consiguiente, el rendimiento de la educación sería mayor que el obtenido mediante «mínimos cuadrados ordinarios».



45. <http://www.dfes.gov.uk/highereducation/hestrategy/>.
46. Una proporción importante de los encuestados estudiaron estas carreras.
47. La omisión de los beneficios no pecuniarios de la educación sesgan a la baja la estimación de la tasa de rentabilidad.
48. *Vid.* Cooper and Cohn (1997).
49.  $Prob(Z_i = 1) = \Phi(\gamma' W_i)$ ;  $Prob(Z_i = 0) = 1 - \Phi(\gamma' W_i)$   
Donde  $\Phi(\cdot)$  es la función de distribución de una Normal tipificada.
50.  $\lambda_i$  es la «inversa de la ratio de Mills» (IRM). Es una función monótona decreciente de la probabilidad de que una observación sea seleccionada en la muestra.
51. Para contrastar si existe o no selección basta con usar el «estadístico t». La hipótesis nula es que no existe evidencia de un problema de selección muestral al estimar la ecuación de ingresos:

$$H_0: \theta = 0$$

Por tanto, si el coeficiente estimado asociado a la variable lambda es significativo, por ejemplo a un 5 por 100 de significación, podemos afirmar que existe problema de selección muestral; y sería inapropiado usar MCO.

52. Este apéndice y el siguiente se basan en la metodología desarrollada en Wooldridge (2000, 2002) y en Baum *et al.* (2003).
53. Hemos prescindido del subíndice  $i$ .
54. En el contexto de variables omitidas, esto significa que los instrumentos no deberían tener un efecto parcial sobre  $Y$ .
55. En «economía laboral» y en «economía de la educación», los investigadores hemos usado variables de *background* familiar (ingresos familiares, nivel educativo del hogar, clase social, etc.) como variables instrumentales para la educación (Card, 1994; Brunello y Miniaci, 1999; Levin y Plug, 1999; Uusitalo, 1999; Oosterbeek y Van Ophem, 2000).
56. Ambos supuestos se conocen como restricciones de exclusión.
57. La forma reducida siempre implica escribir una variable endógena como una proyección lineal sobre la *totalidad* de variables exógenas.
58. En la práctica, ya que  $E$  y  $E^2$  no están correlacionadas con  $\varepsilon$ , también se utilizan como instrumentos.
59. Puesto que usamos  $\hat{S}$  en lugar de  $S$ , las estimaciones MC2E pueden diferir sustancialmente de las estimaciones MCO.
60. En este caso, un grado de libertad.
61. A nivel universitario, debemos tener en cuenta esta variable, pues hay carreras típicamente masculinas —como Aparejadores— y otras típicamente femeninas —como Enfermería— (López Sáez, 1995). En definitiva, esta variable nos informa de los gustos o preferencias de los individuos por la educación.
62. Sólo consideramos el nivel educativo de la madre, puesto que el nivel educativo del padre lo usaremos para delimitar los niveles de renta del individuo. De incorporar los estudios del padre en la estimación econométrica, nos encontraríamos con problemas serios de multicolinealidad.
63. La combinación que se ha hecho de educación y ocupación del padre, para aproximar los niveles de renta familiar, está contrastada con estudios previos similares donde sí que se conocen los ingresos mensuales netos del hogar, el nivel educativo del padre y su ocupación, observándose una correlación positiva entre estas variables (Jiménez y Salas Velasco, 2000).
64. La distancia al *campus* ha sido utilizada como instrumento de la educación en los trabajos de Card (1993), Kling (2001) y Pons y Gonzalo (2002), entre otros. En el conocido trabajo de Card (1993), con datos de salarios y educación para una muestra de hombres, se observa que aquellos que crecieron cerca de un *College* tenían, en promedio, más años de educación que aquellos otros que no tuvieron tal oportunidad.
65. Son individuos que pertenecen a una clase social alta, o bien individuos de clase social baja pero becarios.

## Referencias

- Alba-Ramírez, A. y M. J. San Segundo (1995), "The Returns to Education in Spain", *Economics of Education Review*, 14: 155-166.
- Albert, C. (2000), "Higher Education Demand in Spain: The Influence of Labour Market Signals and Family Background", *Higher Education*, 40: 147-162.
- Altonji, J. G. (1993), "The Demand for and Return to Education when Education Outcomes Are Uncertain", *Journal of Labor Economics*, 11: 48-83.
- Altonji, J. G. y T. A. Dunn (1996), "The Effects of Family Characteristics on the Return to Education", *Review of Economics and Statistics*, 78: 692-704.
- Andrés, J. y J. García (1991), "El nivel de estudios como factor explicativo del desempleo, de los ingresos y de la movilidad laboral", *Economía Industrial*, 278: 13-22.
- Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1994), *Split-Sample Instrumental Variables*, Technical Paper 150, Cambridge, Mass.: NBER.
- Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1995), "Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 225-235.
- Arrazola, M., J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz (2001), *Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España*, Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, 2/01, Madrid: IEF.
- Arrow, K. J. (1973), "Higher Education as a Filter", *Journal of Public Economics*, 2: 193-216.
- Ashenfelter, O. y J. Ham (1979), "Education, Unemployment and Earnings", *Journal of Political Economy*, 87: S99-S116.
- Ashenfelter, O. y A. B. Krueger (1994), "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins", *American Economic Review*, 84: 1157-1173.
- Ashenfelter, O. C. y C. Rouse (1997), *Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins*, Working Paper 6106, Cambridge, Mass.: NBER.
- Asplund, R. y P. T. Pereira (1999), *Returns to Human Capital in Europe. A Literature Review*, Helsinki: ETLA.
- Barceinas, F., J. Oliver, J. L. Raymond, y J. L. Roig (2000), "Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España", *Papeles de Economía Española*, 86: 128-148.
- Barceinas, F., J. Oliver, J. L. Raymond y J. L. Roig (2002), "Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España", *Moneda y Crédito: Revista de Economía*, 215: 43-68.
- Barnow, B. S., G. G. Cain y A. S. Goldberger (1980), *Issues in the Analysis of Selectivity Bias*, Discussion Paper 600, Institute for Research on Poverty, Madison: University of Wisconsin.
- Baum, C. F., M. E. Shaffer y S. Stillman (2003), *Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing*, Working Paper 545, Department of Economics, Boston College.
- Becker, G. S. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70: 9-49.
- Becker, G. S. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Betts, J. R. (1995), "Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth", *Review of Economics and Statistics*, 77: 231-250.

- Betts, J. R. (1996a), "Is There a Link between School Inputs and Earnings? Fresh Scrutiny of an Old Literature", en G. Burtless (ed.), *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*, Washington D.C.: Brookings Institution Press: 141-191.
- Betts, J. R. (1996b), "Do School Resources Matter Only for Older Workers?", *Review of Economics and Statistics*, 78: 638-652.
- Blackburn, M. L. y D. Neumark (1993), "Omitted-Ability Bias and the Increase in the Return to Schooling", *Journal of Labor Economics*, 11: 521-544.
- Blackburn, M. L. y D. Neumark (1995), "Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look", *Review of Economics and Statistics*, 77: 217-230.
- Brewer, D. J., E. Eide y R. G. Ehrenberg (1996), *Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross Cohort Evidence on the Effects of College Quality on Earnings*, Working Paper 5613, Cambridge, Mass.: NBER.
- Brunello, G. y R. Miniaci (1999), "The Economic Returns to Schooling for Italian Men. An Evaluation Based on Instrumental Variables", *Labour Economics*, 6: 509-519.
- Calvo, J. L. (1987), *Una estimación de las tasas de rendimiento de la educación con datos de la economía española*, Madrid: UNED.
- Calvo, J. L. (1988), "Rendimientos del capital humano en educación en España", *Investigaciones Económicas*, 12: 473-482.
- Caparrós, A., C. Gamero, O. Marcenaro y M. L. Navarro (2001), "Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España", *X Jornadas de la AEDE*, Murcia.
- Card, D. (1993), *Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling*, Working Paper 4483, Cambridge, Mass.: NBER.
- Card, D. (1994), *Earnings, Schooling, and Ability Revisited*, Working Paper 4832, Cambridge, Mass.: NBER.
- Card, D. (2001), "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems", *Econometrica*, 69: 1127-1160.
- Card, D. y A. B. Krueger (1992), "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States", *Journal of Political Economy*, 100: 1-40.
- Card, D. y A. B. Krueger (1998), "School Resources and Student Outcomes", *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 559: 39-53.
- Cohn, E. y J. T. Addison (1998), "The Economics Returns to Lifelong Learning in OECD Countries", *Education Economics*, 6: 253-307.
- Cohn, E. y W. W. Hughes (1994), "A Benefit-Cost Analysis of Investment in College Education in the United States: 1969-1985", *Economics of Education Review*, 13: 109-123.
- Cooper, S. T. y E. Cohn (1997), "Internal Rates of Return to College Education in the United States by Sex and Race", *Journal of Education Finance*, 23: 101-133.
- Eaton, J. y H. S. Rosen (1980), "Taxation, Human Capital and Uncertainty", *American Economic Review*, 70: 705-715.
- González, B. y D. Dávila (1998), "Economic and Cultural Impediments to University Education in Spain", *Economics of Education Review*, 17: 93-103.
- Greene, W. H. (1999), *Análisis econométrico*, Madrid: Prentice Hall Iberia.

- Griliches, Z. (1977), "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 45: 1-22.
- Grogger, J. (1996), "School Expenditures and Post-schooling Earnings: Evidence from High School and Beyond", *Review of Economics and Statistics*, 78: 628-637.
- Halvorsen, R. y R. Palmquist (1980), "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, 70: 474-475.
- Hanoch, G. (1967), "An Economic Analysis of Earnings and Schooling", *Journal of Human Resources*, 2: 310-329.
- Hansen, W. L. (1963), "Total and Private Rates of Return to Investment in Schooling", *Journal of Political Economy*, 71: 128-140.
- Harmon, C., I. Walker y N. Westergaard-Nielsen (2001), *Education and Earnings in Europe. A Cross Country Analysis of the Returns to Education*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Harmon, C., H. Oosterbeek y I. Walter (2003), "The Returns to Education: Microeconomics", *Journal of Economic Surveys*, 17: 115-155.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46: 1251-1271.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47: 153-161.
- Heckman, J. y E. Vytlacil (2000), *Identifying the Role of Cognitive Ability in Explaining the Level of and Change in the Return to Schooling*, Working Paper 7820, Cambridge, Mass.: NBER.
- Heckman, J., A. Layne-Farrar y P. Todd (1996), "Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings", *Review of Economics and Statistics*, 78: 562-610.
- James, E., N. Alsalam, J. C. Conaty y D. To (1989), "College Quality and Future Earnings: Where Should You Send Your Child to College?", *American Economic Review*, 79: 247-252.
- Jiménez, J. D. y M. Salas Velasco (2000), "Modeling Educational Choices. A Binomial Logit Model Applied to the Demand for Higher Education", *Higher Education*, 40: 293-311.
- Johnson, G. E. y F. P. Stafford (1996), "On the Rate of Return to Schooling Quality", *Review of Economics and Statistics*, 78: 686-691.
- Jones, E. B. y J. D. Jackson (1990), "College Grades and Labor Market Rewards", *Journal of Human Resources*, 25: 253-266.
- Kenny, L. W., L.-F. Lee, G. S. Maddala y R. P. Trost (1979), "Returns to College Education: An Investigation of Self-Selection Bias Based on the Project Talent Data", *International Economic Review*, 20: 775-789.
- Kling, J. R. (2001), "Interpreting Instrumental Variables Estimates of the Returns to Schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, 19: 358-364.
- Kodde, D. A. y J. M. M. Ritzen (1984), "Integrating Investment and Consumption Motives in a Neoclassical Model of Demand for Education", *Kyklos*, 37: 598-608.
- Kodde, D. A. y J. M. M. Ritzen (1985), "The Demand for Education under Capital Markets Imperfections", *European Economic Review*, 28: 347-355.
- Lam, D. y R. F. Schoeni (1993), "Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil", *Journal of Political Economy*, 101: 710-740.

- Lassibille, G. (1988), "La formación de las rentas del trabajo en Andalucía", *Investigaciones Económicas*, 12: 483-499.
- Lassibille, G. (1993), "El rendimiento de las inversiones educativas en España", *Estadística Española*, 134: 645-663.
- Lassibille, G. y M. L. Navarro (1997), "Evolución del rendimiento del capital humano en España desde 1981 a 1991", en A. Olaya y C. Selva (coords.), *Actas de las V Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación*, Cuenca: Ediciones de la Universidad de Castilla-La Mancha: 319-329.
- Lassibille, G. y M. L. Navarro (1998), "The Evolution of Returns to Education in Spain 1980-1991", *Education Economics*, 6: 3-9.
- Levhari, D. y Y. Weiss (1974), "The Effect of Risk on the Investment in Human Capital", *American Economic Review*, 64: 950-973.
- Levin, J. y E. J. S. Plug (1999), "Instrumenting Education and the Returns to Schooling in the Netherlands", *Labour Economics*, 6: 521-534.
- López Sáez, M. (1995), *La elección de una carrera típicamente femenina o masculina*, Madrid: Ministerio de Educación.
- McMahon, W. W. (1991), "Relative Returns to Human and Physical Capital in the U. S. and Efficient Investment Strategies", *Economics of Education Review*, 10: 283-296.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. (1975), "Education, Experience and Distribution of Earnings and Employment: An Overview", en F. T. Juster (ed.), *Education, Income and Human Behavior*, New York: McGraw-Hill: 71-93.
- Mora, J. G. (1997), "Equity in Spanish Higher Education", *Higher Education*, 33: 233-249.
- Murnane, R. J., J. B. Willett y F. Levy (1995), "The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination", *Review of Economics and Statistics*, 77: 251-266.
- Nickell, S. J. (1979), "Education and Lifetime Patterns of Unemployment", *Journal of Political Economy*, 87: S117-S131.
- Novalés, A. (1993), *Econometría*, Madrid: McGraw-Hill.
- Oosterbeek, H. y H. Van Ophem (2000), "Schooling Choices: Preferences, Discount Rates, and Rates of Return", *Empirical Economics*, 25: 15-34.
- Parsons, D. O. (1974), "The Cost of Schooltime, Foregone Earnings and Human Capital Formation", *Journal of Political Economy*, 82: 251-267.
- Pons, E. y M. T. Gonzalo (2002), "Returns to Schooling in Spain: How Reliable Are Instrumental Variable Estimates?", *Labour*, 16: 747-770.
- Psacharopoulos, G. (1981), "Returns to Education: An Updated International Comparison", *Comparative Education*, 17: 321-341.
- Psacharopoulos, G. (1985), "Returns to Education: A Further International Update and Implications", *Journal of Human Resources*, 20: 583-604.
- Psacharopoulos, G. (1994), "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 22: 1325-1343.

- Riley, J. G. (1979), "Testing the Educational Screening Hypothesis", *Journal of Political Economy*, 87: S227-S252.
- Rumberger, R. W. (1994), "Labour Market Outcomes as Indicators of Educational Performance", en OCDE, *Making Education Count. Developing and Using International Indicators*, París: OCDE: 265-286.
- Salas Velasco, M. (2002), "Estimación de la rentabilidad de la inversión en educación universitaria de ciclo largo", *Estadística Española*, 149: 89-112.
- Salas Velasco, M. (2003), *Educación Superior y mercado de trabajo*, Granada: Grupo Editorial Universitario.
- San Segundo, M. J. (1996), "¿Es rentable la educación en España? Un análisis de los determinantes de los ingresos individuales en 1981 y 1991", en Fundación Argentaria, *La desigualdad de recursos*, Fundación Argentaria, Madrid: Colección Igualdad (6): 87-165.
- San Segundo, M. J. (2001), *Economía de la Educación*, Madrid: Editorial Síntesis.
- San Segundo, M. J. y A. Valiente (2003), "Family Background and Returns to Schooling in Spain", *Education Economics*, 11: 39-52.
- Schultz, T. W. (1961), "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, 51: 1-17.
- Spence, M. (1973), "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, 87: 355-374.
- Uusitalo, R. (1999), "Return to Education in Finland", *Labour Economics*, 6: 569-580.
- Vila, L. y J. G. Mora (1996), "Educación e ingresos de los trabajadores en España: evolución en los años ochenta", en J. Grao y A. Ipiña (eds.), *Economía de la Educación. Temas de estudio e investigación*, Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco, Colección *Estudios y Documentos*, 22: 233-257.
- Vila, L. y J. G. Mora (1998), "Changing Returns to Education in Spain during the 1980s", *Economics of Education Review*, 17: 173-178.
- Wallace, T. D. y L. A. Ihnen (1975), "Full-Time Schooling in Life-Cycle Models of Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, 83: 137-155.
- White, H. (1980), "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, 48: 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2000), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, USA: South-Western College Publishing.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

### Abstract

This paper, following the *traditional Mincerian earnings function*, measures the private rate of return on university education proving that considering schooling to be an exogenous variable gives a downward bias to the estimation of the rate of return. The problem concerning the endogeneity of schooling has been corrected in this article by means of the instrumental variables technique. With a sample of Spanish graduates, the estimated return is 13,6 per cent. Nevertheless, using two-step Heckman's procedure, we do not find problems related with sample selection bias.

*Keywords:* returns to education, instrumental variables, Heckit method, demand for schooling.

*JEL classification:* C35; H00; J31.